基于Budyko模型的巴音布鲁克山区暖季人工增水作业效果分析

刁 鹏, 李 刚, 袁先雷, 温 春

（巴音郭楞蒙古自治州气象局,新疆 库尔勒 841000）

摘 要：降水量作为人工增水效果分析常用指标,受地理、经济、技术等影响,往往可研究分析的代表性数据站点数量较少,一定程度上对区域性效果检验精度造成影响。为此,基于1973—2018年的5—9月巴音布鲁克气象站逐日气象资料和开都河上游大山口水文站逐月径流量资料,利用Budyko模型构建径流模拟方程,并运用序列试验检验、不成对秩和检验以及t检验等统计方法,以降水量、径流量等作为指标,探讨该区域暖季不同统计指标对人工增水作业效果检验的差异性。结果表明:(1) 基于Budyko模型得出的径流量与降水量不但相关性极高(R^2=0.9971,P<0.001),而且速率与趋势变化一致,表明模拟径流量不仅能准确反映降水量变化趋势,还能代表降水对径流的影响量。(2) 将实测径流量、模拟径流量和降水量作为统计变量,利用不对称秩和检验及t检验,分析得出人工增水作业后,降水量与径流量增加显著(P<0.02)。(3) 降水量作为统计指标检验功效最好,人工增水作业开展后只需增值11.59%就能显著检验出效果,而模拟径流量相比实测径流量的检验功效值低3.72%,说明检验功效有提升。(4) 选取统计显著性水平90%的置信区间,得出作业期(1994—2018年)比历史期(1973—1993年)的暖季月均降水量绝对增加值为5.38 mm,相对增率为12.05%;模拟径流量绝对增加值为4.53 $m^3 \cdot s^{-1}$,相对增率为14.7%;实测径流量绝对增加值为28.48 $m^3 \cdot s^{-1}$,相对增率为18.48%,表明巴音布鲁克山区暖季人工增水作业效果显著。

关 键 词：人工增水；统计分析；效果评估；巴音布鲁克山区

文章编号：1000－6060(2023)12－1963－10(1963～1972)

水资源是人类社会可持续发展的重要物质保障之一[1],可随着人口增长、社会发展,人类对水资源的需求越发加剧。根据美国科学家Schaefer和Vonnegut相继提出向冷云播撒催化剂(干冰、碘化银)可促使降水形成的办法[2],一些国家纷纷兴起人工增水试验研究[3],这为人工影响天气发展及解决水资源短缺方法提供了重要指导作用[4-5]。我国作为世界的贫水国之一[6],人均水资源占有量不足世界人均1/4,水资源的资源禀赋度在时空上更存在明显差异[7],特别是西北地区,水资源已是限制当地经济社会实现高质量发展的重要因素[8-9]。因此,在我国西北干旱地区利用人工增水技术不断开发空中云水资源的活动,已成为各地人为增加空中降水的重要措施之一,并在当地生态环境保护与修复、水资源安全保障等方面发挥着重要作用[10]。

随着我国各级政府和社会的大力支持,人工增水作业的需求和规模不断增长,而增水作业后的效果情况越发受到各界关注,可自然云雨变化复杂,如何科学合理评估人工增水作业效果依然困难。目前,只有以色列在20世纪60—70年代开展的人工增雨催化试验得到广泛认可,其增雨效果为6%~15%[11]。较为著名的试验还有美国怀俄明人工影响天气试验项目(WWMPP),取得每年10%~15%的增雪作业效果[12]。而国内最著名的福建古田水库人工增雨试验,通过科学化作业,增雨效果达20%以上[13]。近些年,学者们运用多种方法进一步研究了

收稿日期：2023-01-11； **修订日期**：2023-02-10
基金项目：新疆气象科技创新发展基金项目(QN202111)资助
作者简介：刁鹏(1990-),男,本科,工程师,主要从事人工影响天气研究. E-mail: 375648190@qq.com

人工增水作业的机理与效果，如：刘平等[14]基于雨滴谱观测数据开展人工增雨作业微物理特征分析，表明人工增雨作业后，大滴粒子显著增多，雨滴谱变宽；李斌等[15]利用区域回归分析法对火箭增水作业效果进行研究，得出地面火箭人工增水作业效果与作业方法间的关系；陈宝君等[16]利用数值模拟方法讨论了强对流云实施人工催化作业后，降雨量得到有效增加的情况。以上研究表明，科学开展人工增水作业是具有一定成效的，而运用合适的分析方法，能有效检验出增水效果。

新疆位于我国西北干旱区，因“三山夹两盆”的地理影响，形成了水资源山区多、平原少的特点[17]，为缓解水资源短缺，开发山区空中云水资源已成为当地重要措施之一。作为我国西北干旱区最大降水中心，被称为干旱区“湿岛”的天山山区[18]，一直是新疆人工增水作业重要地区，而位于其腹地的巴音布鲁克山区，不但是新疆经济发达区域的主要水资源供应地之一，还是天山最大的人工增水作业区。然而，由于地理、经济、技术等因素，巴音布鲁克山区气象探测手段有限，人工增水作业前后云雨变化无法有效监测，以及效果检验的要求较高[19]，该区域的人工增水作业效果检验研究还鲜有。根据已有研究结果[20-22]，选择人工增水作业区域相关的径流量作为统计变量，也能科学检验出增水效果，考虑到地表径流形成因素较为复杂[23]，直接选择实测径流量分析，会对检验结果产生较大误差。为此，本文基于Budyko水热耦合平衡假设方程模拟出受降水影响的长时序径流量数据，以期提高效果检验精度，并采用适当统计学方法对巴音布鲁克山区暖季多年地面人工增水作业效果进行对比分析。

1 数据与方法

1.1 研究区概况

巴音布鲁克山区位于新疆天山中段南麓，由大、小尤尔都斯2个高位山间盆地和山区丘陵草场组成，其内不仅开都河支流遍布，还有一定面积的永久性积雪和冰川(图1)。该区域海拔高度普遍在2400 m以上，高寒气候显著，全年气温较低，蒸发量较少，冬长夏短，积雪日数达139.3 d；唯有暖季5—9月，是全年最适宜开展人为活动的时段，期间月均气温相对稳定在10 ℃上下，并呈逐年上升趋势[24]，同时全年80%的降水量与降水日数和年径流量主要分布时段也集中在该时期[25-26]。为此，巴音布鲁克山区每年5—9月大力开展人工增水作业，以期缓解日益加剧的水资源短缺问题，如今该区域已成为新疆巴音郭楞蒙古自治州最大的人工增水作业区。

1.2 数据来源

所需资料包括日降水量、日气温(平均/最高/最低)、相对湿度、日照时数和风速等日气象数据以及实测月径流量数据，分别来源于巴音布鲁克国家基本气象站和开都河流域出山口控制站(大山口水文站)，时间序列为1973—2018年5—9月。根据新疆巴音郭楞蒙古自治州人工影响天气办公室的人工增水作业数据显示，巴音布鲁克山区人工增水作业自1994年开始，每年5—9月为人工增水作业主要时段，期间年均作业300次，作业量500枚。为方便后续研究，将未开展人工增水作业的1973—1993年

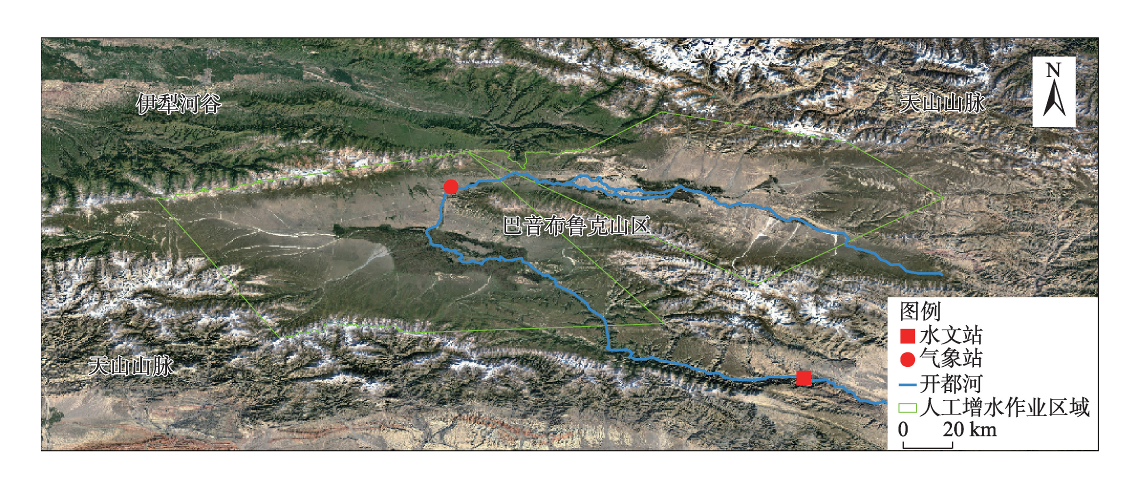


图1 巴音布鲁克山区站点分布示意图

Fig. 1 Schematic diagram of the distribution of stations in Bayanbulak mountain area

命名为历史期；开展人工增水作业的1994—2018年命名为作业期。所有气象水文数据都严格经过人工分析审核，确保数据质量控制。

1.3 研究方法

1.3.1 基于Budyko假设解析表达式的径流量模拟方程 由于巴音布鲁克山区地表径流主要补给以降水和冰雪融水为主，为避免检验结果产生较大误差，根据能定量得出水文循环中降水量和潜在蒸散发量对径流影响程度的Budyko水热耦合平衡假设方程[27]，以及独立流域长期下垫面未发生变化时，其径流量可视作降水量与实际蒸散发量之和的水量平衡关系[28]，构建出研究区主要受降水影响的径流模拟方程。具体公式如下：

$$R' = \left(P^{\bar{w}} + \mathrm{ET}_0^{\bar{w}} \right)^{\frac{1}{\bar{w}}} - \mathrm{ET}_0 \tag{1}$$

式中：R'为受降水量影响的径流量($m^3 \cdot s^{-1}$)；$\bar{w}$为一个积分常数；P为降水量(mm)；ET_0为潜在蒸散量($mm \cdot d^{-1}$)。ET_0采用世界粮农组织推荐的通用公式FA056-PM计算得出[29]。

1.3.2 序列试验法 序列试验检验法是人工增水试验中常用的一种效果检验方法[29]，主要是将统计变量的历史期平均值作为作业期的自然期待值，再与作业期实测值比较，确定增水效果。为此，通过比较21 a历史期与25 a作业期的各统计变量平均值差值变化，分析人工增水效果。

1.3.3 不成对秩和检验法 不成对秩和检验法是一种非参数性检验[29]，可对人工增水作业前后统计变量的变化情况进行显著性检验。其原理为：2个总体$A(x)$和$B(x)$，分别独立选取2个容量为n_1和n_2的随机样本($n_1 \neq n_2$)：$a_1, a_2, \cdots, a_{n1}$；$b_1, b_2, \cdots, b_{n2}$。当$A(x)=B(x)$，接受原假设H_0：2个总体相等；否则接受假设H_1，即人工增水效果显著。一般先将统计变量按照一定顺序进行排列计算出秩和(T)，然后选取样本容量小的T做比较。

在计算中，当n_1与n_2分别大于10时，T近似于正态分布$N\left(\frac{n_1(n_1+n_2+1)}{2}, \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1+n_2+1)}{12}} \right)$，其中$n_1$为选取$T$的样本容量。此时，统计检验值($u$)可通过下式得出：

$$u = \frac{T - \text{均值标准差}}{\text{标准差}} = \frac{T - \frac{n_1(n_1+n_2+1)}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1+n_2+1)}{12}}} \tag{2}$$

当双边检验时，u值落在(−1.96，+1.96)之内，差异不显著；若u值落在(−1.96，+1.96)之外，差异显著，显著性水平为0.05。单边检验时，若$u \geq 1.64$(或$u \leq -1.64$)，则差异显著；否则不显著，显著性水平α=0.05。

1.3.4 t检验法 当统计变量在总体服从正态分布，此时检验分布参数，可采用参数性检验。当样本数量n<30时，参数性检验选用t检验法最适当，但要求统计变量的方差不改变[29]。因此，选择适用小样本数据正态检验的Shapiro-Wilk(S-W)检验法和方差检验的F检验法，对样本的正太分布和方差齐性情况进行显著性检验。其中，S-W检验法是一种基于样本频率进行统计检验的正态检验方法，通常利用正态分布构造一个g_1/g_2的分布统计量(自由度n=2)，当设定显著性水平(一般取α=0.05)时，分布统计量大于分位数时，接受假设H_0：总体服从正态分布；否则拒绝假设。同时，人工增水作业中一般只研究降水量的增加与否，因此选择单边t检验。

当作业期与历史期的样本均服从正太分布，其差值显著性检验公式为：

$$t = \left(y_k - y_n \right) \Bigg/ \left(\sqrt{\frac{(k-1)S_k^2 + (n-1)S_n^2}{k+n-2}} \sqrt{\frac{1}{k} + \frac{1}{n}} \right) \tag{3}$$

式中：y_k、y_n分别为作业期和历史期的样本平均值；k、n分别为作业期和历史期的样本容量；S_k、S_n分别为作业期和历史期的样本标准差。

在检验中，一般取置信水平α=0.05，当由式(3)计算出$t > t_\alpha$时，表明人工增水效果显著。此时可对增水效果的置信区间进行估计，计算公式为：

$$E = y_k - y_{0k} > \left(y_k - y_n \right) - t_{2\alpha} \times \sqrt{\frac{(k-1)S_k^2 + (n-1)S_n^2}{k+n-2}} \sqrt{\frac{1}{k} + \frac{1}{n}} \tag{4}$$

式中：E为开展人工增水作业后样本的平均增加量；y_{0k}为作业期间假如不实施播云作业时的样本自然平均值。该式一般取置信水平($1-\alpha$=0.9)。

由此可得出：

$$R = \frac{E}{y_n} = \frac{y_k - y_{0k}}{y_n} \tag{5}$$

$$d = \frac{y_k - y_{0k}}{y_{0k}} \tag{6}$$

式中：R为开展人工增水作业后样本的相对增加率；d为人工增水效果检验功效，d值越小检验功效越好，反之越差。

当用F检验法对各时期样本进行方差齐性检

验,得出在显著性水平α=0.05时,存在显著差异,此时差值的显著性可用Welch检验法,计算公式为:

$$z=\left|y_k-y_n\right|\Big/\sqrt{S_k^2/k+S_n^2/n} \quad (7)$$

自由度(v)计算公式为:

$$v=\left[\frac{S_k^2}{k}+\frac{S_n^2}{n}\right]^2\Bigg/\frac{\left(S_k^2\right)^2}{k^2(k-1)}+\frac{\left(S_n^2\right)^2}{n^2(n-1)} \quad (8)$$

估计样本增值置信区间的计算公式仍采用式(4),但式中的 $\sqrt{\frac{(k-1)S_k^2+(n-1)S_n^2}{k+n-2}}\sqrt{\frac{1}{k}+\frac{1}{n}}$ 用式(7)的 $\sqrt{S_k^2/k+S_n^2/n}$ 代替。

2 结果与分析

2.1 统计变量样本的选取

为科学合理分析巴音布鲁克山区暖季人工增水作业效果,未作业期的样本数量应有10 a以上。其次,人工增水作业效果检验普遍使用的统计指标以降水量为主,当选取降水量外的其他样本时,其他样本应与降水量相关显著。

2.1.1 降水量与径流量的相关性分析 从图2可知,1994—2018年暖季月均降水量的最大值、最小值以及平均值分别比1973—1993年增加了31.58%、6.71%和18.97%,并且降水量与地表径流量呈显著线性正相关(R^2=0.4743,P<0.001)。由此说明,1994—2018年是降水量快速增加时期,而径流量的变化受降水量影响明显,表明径流量作为人工增水作业效果的检验指标是可行的。

2.1.2 模拟径流量与实测径流量、降水量的相关性分析 ϖ是反映流域下垫面特征的唯一参数,计算方式复杂,因此采用姚俊强等[28]对巴音布鲁克山区地表径流分析出的参数 ϖ=1.21,作为本文径流模型中的参数。

根据图3a~c可知,暖季月均径流的模拟值与实测值均呈显著增长趋势($R^2_{模}$=0.2013,$P_{模}$=0.0018;$R^2_{实}$=0.1396,$P_{实}$=0.0097),且两者相关性显著(R^2=0.4758,P<0.001),但实测值比模拟值增速大,突变年份早。从已有研究可知[23,30],20世纪90年代正是西北干旱区冰雪融水量增加最明显时期。因此,两者增速与突变年份差异明显,与冰雪融水量等其他因素有关。由图3d~f可得,模拟径流量与降水量的波动性基本一致,增长速率也相差不大,两者不仅相关性极为显著(R^2=0.9971,P<0.001),在M-K检验中变化趋势也几乎一致。

综上可知,选择实测径流量进行效果检验,会导致检验结果存有误差,而基于Budyko模型估算出的径流量,不仅能准确反映出降水量的变化趋势,还能极好反映出降水量对径流量的影响。因此,模拟径流量比实测径流量更适宜当检验样本。

2.2 序列试验的结果分析

由表1可知,暖季人工增水作业前后各样本绝对增加的数值排序为:实测径流量>降水量>模拟径流量,相对增加率排序为:实测径流量(23.28%)>模拟径流量(23.19%)>降水量(18.98%)。其中,模拟径流量比降水量的绝对增加数值小1.33,比实测径流量的相对增加率小0.09%。由此表明,分析流域径流量比研究单站降水量,更能反映出人工增水作业效果,而模拟径流量的检验功效不低于实测径流量。

2.3 不成对秩和的显著性分析

分别将1973—1993年21 a历史期和1994—2018年25 a作业期的降水量、模拟径流量、实测径

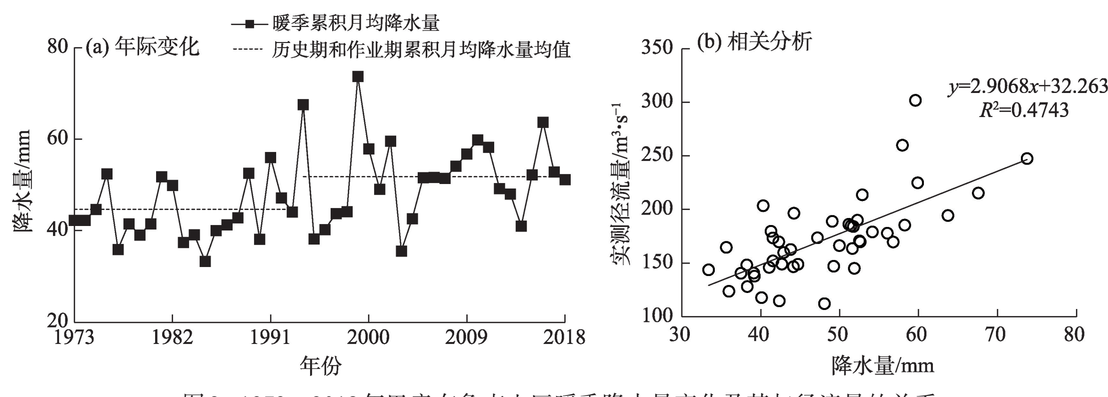
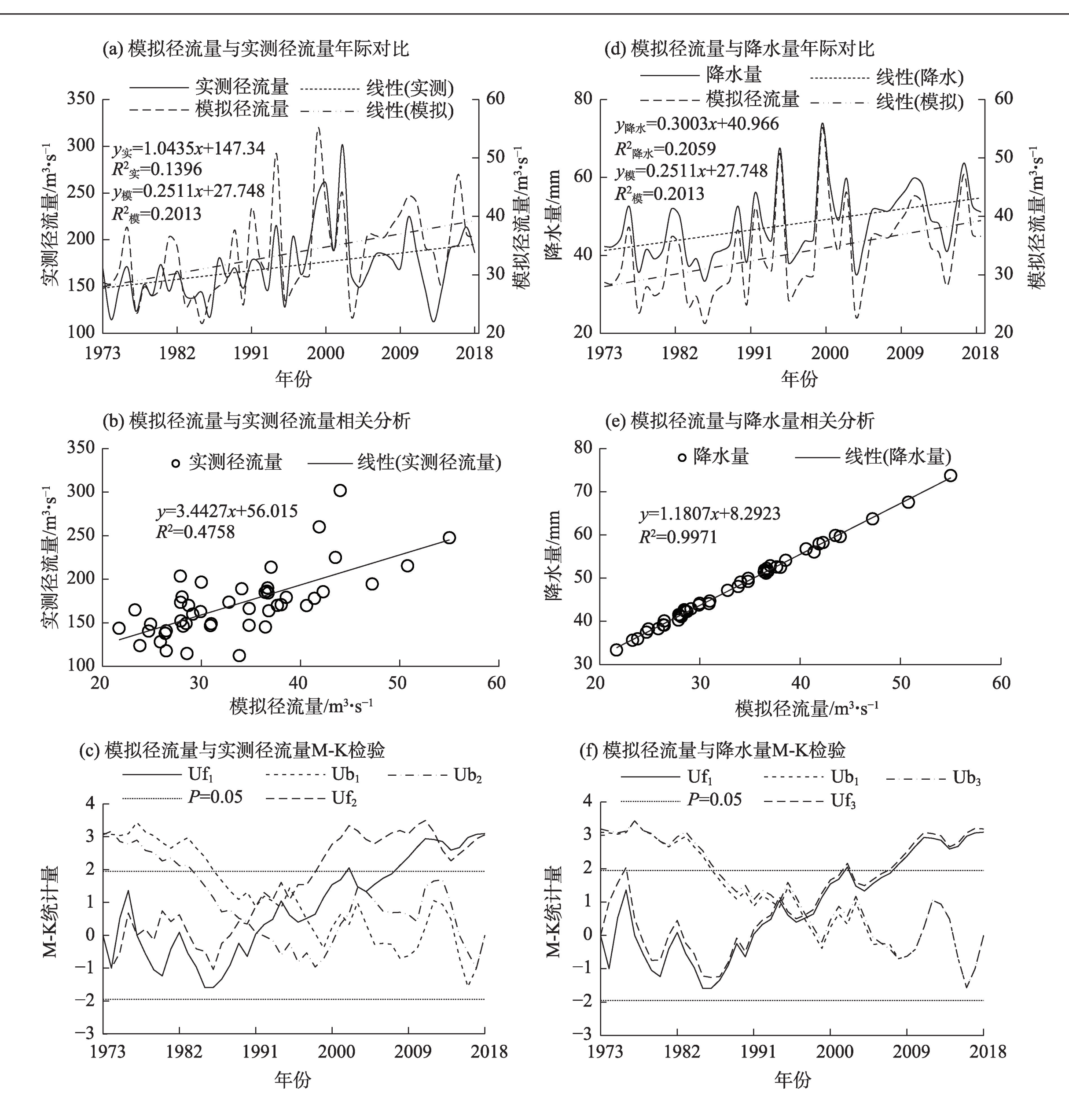


图2 1973—2018年巴音布鲁克山区暖季降水量变化及其与径流量的关系

Fig. 2 Variation of precipitation and its relationship with runoff in Bayanbulak mountain area in warm seasons form 1973 to 2018



注：Uf1、Uf2、Uf3分别为模拟径流量、实测径流量、降水量的Uf序列；Ub1、Ub2、Ub3分别为模拟径流量、实测径流量、降水量的Ub序列。

图3　巴音布鲁克山区暖季模拟径流量与实测径流量和降水量的年际变化、相关性及M-K检验

Fig. 3　Interannual variability, correlation and M-K test of simulated runoff versus measured runoff and precipitation in Bayanbulak mountain area in warm seasons

表1　序列检验分析

Tab. 1　Sequence test analysis

统计变量	历史期均值(y_n)	作业期均值(y_k)	绝对增加值(ΔE)
降水量/mm	43.53	51.79	8.26
模拟径流量/m³·s⁻¹	29.88	36.81	6.93
实测径流量/m³·s⁻¹	152.55	188.07	35.52

流量，按从小到大顺序进行秩序列表计算，并依据历史期21 a的秩和进行比较（容量小于作业期25 a），得出暖季人工增水作业效果不成对秩和检验表（表2）。结果显示，各样本在单边检验时，u值均小于−1.64，表明巴音布鲁克山区暖季作业期的降水量、模拟径流量与实测径流量均比历史期显著增加。

2.4　t检验的效果评估与检验

2.4.1　正态分布检验　将各时期降水量、模拟径流量、实测径流量分别作为样本，利用S-W检验法，可得出不同样本在各时期的正态分布情况（图4）。对比发现，除作业期实测径流量与历史期模拟径流量的实际值概率与理论概率较为离散外，其余样本均较为相近，但整体看各样本实测趋势与理论直线基

表2 不成对秩和检验分析

Tab. 2 Unpaired rank sum test analysis

统计变量	历史期样本容量(n_1)	作业期样本容量(n_2)	秩和(T)	统计检验值(u)	显著性水平(P)
降水量	21	25	378	−2.56	0.011
模拟径流量	21	25	382	−2.45	0.014
实测径流量	21	25	363	−2.87	0.004

本重合。运用SPSS 27.0版本计算各样本正态分布概率(P),得出实测径流量$P_{历史}$=0.18、$P_{作业}$=0.13,模拟径流量$P_{历史}$=0.23、$P_{作业}$=0.71,降水量$P_{历史}$=0.29、$P_{作业}$=0.87,均大于显著性水平α=0.05。综上所述,6组数据源服从正态分布。

2.4.2 方差检验 进行方差齐性F检验时,一般常将方差大的作为第一样本,方差小的作为第二样本,通过比较1973—1993年(历史期)与1994—2018年(作业期)各样本的方差,得出样本方差变化的检验值(表3)。给定信度α=0.05的F值,发现$F_{0.05}$值大于降水量与模拟径流量的F值,小于实测径流量的F值,表明除实测径流量的总体方差差异性显著外,其余样本的总体方差未改变。因此,降水量与模拟径流量适合t检验法,而实测径流量采用Welch检验法。

2.4.3 检验计算 由表4可知,降水量的检验功效最好,作业后只需增值为自然均值的11.59%,就能显著检测出效果;模拟径流量的检验功效次之,相比实测径流量的检验功效值低3.72%。在显著性水平90%的置信区间,模拟径流量的相对增率比实测径流量少3.78%,比降水量多2.65%,考虑到实测径流量受冰雪融水等影响,以及整个汇水区降水与单站降水的差异性,模拟径流量的检验结果可信度更

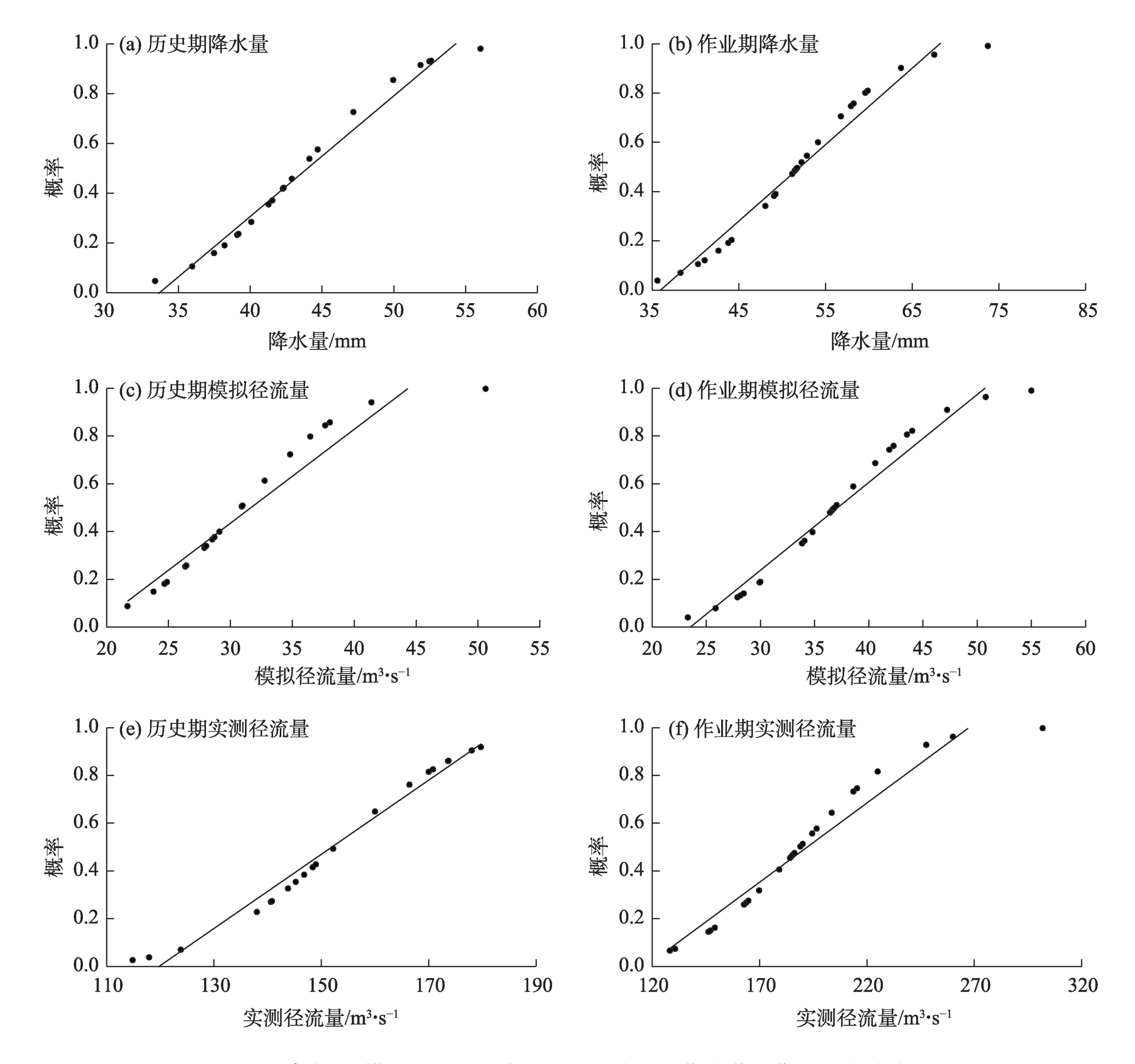


图4 降水量、模拟径流量和实测径流量在历史期与作业期的正态分布

Fig. 4 Normal distributions of precipitation, simulated runoff and measured runoff in historical period and operation period

表3　方差齐性*F*检验

Tab. 3　*F*-test for homogeneity of variance

时期	降水量		模拟径流量		实测径流量		自由度		$F_{0.05}$
	方差	*F*	方差	*F*	方差	*F*	n_1	n_2	（α=0.05）
1973—1993年	38.680	1.997	28.615	1.889	382.805	4.324	20	24	3.226
1994—2018年	77.241	1.997	54.051	1.889	1655.103	4.324	20	24	3.226

表4　*t*检验分析

Tab. 4　*t*-test analysis

统计变量	检验功效(*d*)/%	*t*	*z*	自由度（υ）	$t_{0.1}$（α=0.1）	$t_{0.2}$（α=0.2）	显著性水平(*P*)	相对增加量(*E*)	相对增率(*R*)/%
降水量	11.59	3.493	–	45	1.301	0.681	0.0006	5.38 mm	12.05
模拟径流量	14.04	3.456	–	45	1.301	0.681	0.0006	4.53 $m^3 \cdot s^{-1}$	14.70
实测径流量	17.76	–	3.985	93	1.291	0.677	0.0001	28.48 $m^3 \cdot s^{-1}$	18.48

注：*t*、*z*为统计变量计算出的显著性检验值；$t_{0.1}$、$t_{0.2}$为增水效果检验置信水平值。

好。综上可得，基于Budyko模型得出的径流量不但检验精度较高，且有助于提升检验功效。同时，巴音布鲁克山区开展人工增水作业后，降水量与径流量增加效果显著。

3　讨 论

由于巴音布鲁克山区长时序降水数据多为单站观测数据，而人工增水影响区域又较为广阔，只利用单站降水数据开展增水效果分析会一定程度上存在影响。因此，基于地表径流由整个汇水区降水形成理论[20-22]，以及作业区地表径流与代表性站点降水相关性极为显著(*P*<0.001)的结果，选择径流量作为增水效果又一检验指标，具有一定合理性。但山区径流形成复杂，直接用于效果检验将导致结果偏差，而Budyko模型能较好地解决该问题，如实测径流量的相对增率比降水量多达6.43%，可模拟径流量不仅相对增率与降水量仅差2.65%，检验功效值也比实测径流量低3.72%。由此说明，除降水作为检验指标外，基于Budyko模型的径流量作为检验指标也具有较好的精度与检验功效。

人工增水实际作业中，受安全、人为等因素影响，作业区往往位于偏远、少有探测设备的区域。因此，在常年作业区少有降水观测站点时，利用与降水显著相关的其他统计量作为检验指标，有助于初步回答作业效果问题。在本研究中，单个降水测站实际只能观测部分作业区域，而Budyko模型受气候弹性系数唯一参数 ϖ 影响，易导致模拟径流量存在差异[28]。因此，巴音布鲁克山区人工增水作业效果应在降水检验结果之上，在模拟径流量检验结果之下，即相对增水率在12.05%~14.7%之间。此外，数理统计检验结果受方法、参数的影响，一般只具参考性，而从物理机制变化开展的物理检验结果，更具说服性。后续研究中，将利用天气雷达回波等信息分析山区人工增水作业效果，以期验证统计检验的结果。

4　结 论

(1) 由于巴音布鲁克山区作业区范围广阔，长时序代表性降水观测站点数量较少，想要整体检验出人工增水作业效果，借助与降水显著相关的开都河地表径流量作为统计检验指标(R^2=0.4743，*P*<0.001)，是具有一定可行性的。

(2) 地表径流构成复杂，直接用于人工增水效果检验易导致结果偏差，通过Budyko模型得出的径流量，不仅与实测径流量的变化趋势具有同步性，还与降水量的相关程度接近于1。因此，基于Budyko模型的径流量主要代表降水对地表径流的影响量，相比实测径流量更适合作为检验指标。

(3) 在序列试验与*t*检验中，模拟径流量与实测径流量的相对增率均大于降水量；模拟径流量较实测径流量的检验功效值低3.72%。表明整个汇水区降水与单站降水具有差异性，而选择Budyko模型的径流量作为检验指标，不仅检验精度有提升，结论也较为合理。

(4) 选取可信度为90%的置信水平，得出暖季月均实测径流量增加了28.48 $m^3 \cdot s^{-1}$，相对增率为

18.48%；降水量增加了5.38 mm，相对增率为12.05%；模拟径流量增加了4.53 $m^3 \cdot s^{-1}$，相对增率为14.7%。证明巴音布鲁克山区暖季开展人工增水作业后，降水量及径流量的增加效果显著。

参考文献(References)

[1] Chen H G, Zhang Y H P. New biorefineries and sustainable agriculture: Increased food, biofuels, and ecosystem security[J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2015, 47: 117-132.

[2] 段婧, 楼小凤, 汪会, 等. 人工影响天气用碘化银催化剂对区域环境影响的研究进展[J]. 气象, 2020, 46(2): 257-268. [Duan Jing, Lou Xiaofeng, Wang Hui, et al. Research progress on impact of AgI in weather modification operations on environment in related areas[J]. Meteorological Monthly, 2020, 46(2): 257-268.]

[3] 段婧, 楼小凤, 卢广献, 等. 国际人工影响天气技术新进展[J]. 气象, 2017, 43(12): 1562-1571. [Duan Jing, Lou Xiaofeng, Lu Guangxian, et al. International recent progress in weather modification technology[J]. Meteorological Monthly, 2017, 43(12): 1562-1571.]

[4] 洪延超, 雷恒池. 云降水物理和人工影响天气研究进展和思考[J]. 气候与环境研究, 2012, 17(6): 951-967. [Hong Yanchao, Lei Hengchi. Research advance and thinking of the cloud precipitation physics and weather modification[J]. Climatic and Environmental Research, 2012, 17(6): 951-967.]

[5] 郭学良, 付丹红, 胡朝霞. 云降水物理与人工影响天气研究进展(2008—2012年)[J]. 大气科学, 2013, 37(2): 351-363. [Guo Xueliang, Fu Danhong, Hu Zhaoxia. Progress in cloud physics, precipitation, and weather modification during 2008—2012[J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences, 2013, 37(2): 351-363.]

[6] 罗光明, 侍克斌, 张宏俊. 新疆水资源利用和经济增长之间的关系[J]. 干旱区地理, 2009, 32(4): 566-570. [Luo Guangming, Shi Kebin, Zhang Hongjun. Relationship between water resource utilization and economic growth of Xinjiang[J]. Arid Land Geography, 2009, 32(4): 566-570.]

[7] 白景锋, 张海军. 中国水—能源—粮食压力时空变动及驱动力分析[J]. 地理科学, 2018, 38(10): 1653-1660. [Bai Jingfeng, Zhang Haijun. Spatio-temporal variation and driving force of water-energy-food pressure in China[J]. Scientia Geographica Sinica, 2018, 38(10): 1653-1660.]

[8] 苏宏超, 沈永平, 韩萍, 等. 新疆降水特征及其对水资源和生态环境的影响[J]. 冰川冻土, 2007, 29(3): 343-350. [Su Hongchao, Shen Yongping, Han Ping, et al. Precipitation and its impact on water resources and ecological environment in Xinjiang region[J]. Journal of Glaciology and Geocryology, 2007, 29(3): 343-350.]

[9] 邓铭江, 李湘权, 龙爱华, 等. 支撑新疆经济社会跨越式发展的水资源供需结构调控分析[J]. 干旱区地理, 2011, 34(3): 379-390. [Deng Mingjiang, Li Xiangquan, Long Aihua, et al. Regulation of supply and demand structure of the water resources and support economic and social leap-forward development of protection measures[J]. Arid Land Geography, 2011, 34(3): 379-390.]

[10] 张强, 孙昭萱, 陈丽华, 等. 祁连山空中云水资源开发利用研究综述[J]. 干旱区地理, 2009, 32(3): 381-390. [Zhang Qiang, Sun Zhaoxuan, Chen Lihua, et al. Reviews on studies of exploitation and utilization of cloud-water resource in the Qilian Mountains region[J]. Arid Land Geography, 2009, 32(3): 381-390.]

[11] 章澄昌. 人工影响天气概论[M]. 北京: 气象出版社, 1992: 252-253. [Zhang Chengchang. Weather modification generality[M]. Beijing: Meteorological Press, 1992: 252-253.]

[12] Breed D, Rasmussen R, Weeks C, et al. Evaluating winter orographic cloud seeding: Design of the Wyoming weather modification pilot project (WWMPP)[J]. Journal of Applied Meteorology and Climatology, 2014, 53(2): 282-299.

[13] 曾光平, 方仕珍, 肖锋. 1975—1986年古田水库人工降雨效果总分析[J]. 大气科学, 1991, 15(4): 97-108. [Zeng Guangping, Fang Shizhen, Xiao Feng. The total analysis of the effect of artificial rainfall in Gutian Reservoir Area, Fujian (1975—1986)[J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences, 1991, 15(4): 97-108.]

[14] 刘平, 黄彦彬, 王维佳, 等. 基于雨滴谱的增雨作业微物理特征分析[J]. 气象科技, 2021, 49(2): 244-252. [Liu Ping, Huang Yanbin, Wang Weijia, et al. Microphysical characteristics of precipitation enhancement operations based on raindrop spectrum[J]. Meteorological Science and Technology, 2021, 49(2): 244-252.]

[15] 李斌, 郑博华, 兰文杰, 等. 克拉玛依夏秋季地面火箭增水作业效果的区域回归分析[J]. 干旱区地理, 2021, 44(4): 953-961. [Li Bin, Zheng Bohua, Lan Wenjie, et al. Regression analysis of the rainfall enhancement effect by rocket seeding at summer and autumn in Karamay[J]. Arid Land Geography, 2021, 44(4): 953-961.]

[16] 陈宝君, 宋娟. 人工增雨降温机理的数值模拟研究:对流云个例试验[J]. 气象科学, 2006, 26(1): 47-52. [Chen Baojun, Song Juan. Modeling study of AgI seeding of convective cloud for decreasing air temperature[J]. Scientia Meteorologica Sinica, 2006, 26(1): 47-52.]

[17] 李倩文, 左其亭, 李东林, 等. 新疆水资源开发利用的空间均衡分析[J]. 水资源保护, 2021, 37(2): 28-33. [Li Qianwen, Zuo Qiting, Li Donglin, et al. Spatial equilibrium analysis of water resources development and utilization in Xinjiang[J]. Water Resources Protection, 2021, 37(2): 28-33.]

[18] 张正勇, 刘琳, 唐湘玲. 近50年我国天山山区降水变化区域差异及突变特征[J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(7): 85-90. [Zhang Zhengyong, Liu Lin, Tang Xiangling. The regional difference and catastrophe of precipitation change in Tianshan Mountains in recent 50 years[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2013, 27(7): 85-90.]

[19] 叶家东, 范培芬. 人工影响天气的统计数学方法[M]. 北京科学出版社, 1982. [Ye Jiadong, Fan Peifen. Statistical mathematical method of weather modification[M]. Beijing: Science Press, 1982.]

[20] 高子毅, 刘广忠. 克拉玛依山区人工增水效果的再评价[J]. 新疆气象, 2000, 23(1): 23-26. [Gao Ziyi, Liu Guangzhong. New evaluation of effect of orographic cloud seeding in Karamay[J]. Xinjiang Meteorology, 2000, 23(1): 23-26.]

[21] 施文全, 王红岩, 黄显金, 等. 吐鲁番山区人工增水作业效果的统计分析[J]. 新疆气象, 2002, 25(6): 28-30. [Shi Wenquan, Wang Hongyan, Huang Xianjin, et al. Statistical analysis of precipitation stimulation effects in Turpan mountain area[J]. Xinjiang Meteorology, 2002, 25(6): 28-30.]

[22] 高子毅, 张建新, 廖飞佳, 等. 新疆天山山区人工增雨试验效果评价[J]. 高原气象, 2005, 24(5): 734-740. [Gao Ziyi, Zhang Jianxin, Liao Feijia, et al. The effect evaluation for precipitation enhancement experiment in Tianshan Mountains of Xinjiang[J]. Plateau Meteorology, 2005, 24(5): 734-740.]

[23] 姚亚楠, 徐俊荣, 郭玲鹏, 等. 气温与降水形态关系研究——以开都河流域为例[J]. 干旱区研究, 2015, 32(1): 94-101. [Yao Ya'nan, Xu Junrong, Guo Lingpeng, et al. Relationships between temperature and precipitation forms based on the data from meteorological stations: A case study in the Kaidu River Basin[J]. Arid Zone Research, 2015, 32(1): 94-101.]

[24] 刘濛濛, 隆永兰. 巴音布鲁克近58 a气候变化特征分析[J]. 干旱区地理, 2019, 42(4): 715-723. [Liu Mengmeng, Long Yonglan. Climatic variation characteristics in Bayinbuluk during the past 58 years[J]. Arid Land Geography, 2019, 42(4): 715-723.]

[25] 周雪英, 段均泽, 李晓川, 等. 近52年巴音布鲁克山区日降水变化趋势与突变特征分析[J]. 沙漠与绿洲气象, 2013, 7(5): 19-24. [Zhou Xueying, Duan Junze, Li Xiaochuan, et al. Analysis on tendency and abrupt change of daily precipitation in recent 52 years in Bayinbuluk mountains[J]. Desert and Oasis Meteorology, 2013, 7(5): 19-24.]

[26] 王维霞, 王秀君, 姜逢清, 等. 近30 a来开都河上游径流量变化的气候响应[J]. 干旱区研究, 2013, 30(4): 743-748. [Wang Weixia, Wang Xiujun, Jiang Fengqing, et al. Response of runoff volume to climate change in the Kaidu River Basin in recent 30 years[J]. Arid Land Geography, 2013, 30(4): 743-748.]

[27] Chen Z S, Chen Y N, Li B F. Quantifying the effects of climate variability and human activities on runoff for Kaidu River Basin in arid region of northwest China[J]. Theoretical and Applied Climatology, 2013, 111(3-4): 537-545.

[28] 姚俊强, 杨青, 韩雪云, 等. 气候变化对天山山区高寒盆地水资源变化的影响——以巴音布鲁克盆地为例[J]. 干旱区研究, 2016, 33(6): 1167-1173. [Yao Junqiang, Yang Qing, Han Xueyun, et al. Impact of climate change on surface water resources in alpine basin in the Tianshan Mountains: A case study in the Bayanbuluk Basin[J]. Arid Zone Research, 2016, 33(6): 1167-1173.]

[29] 中国气象局科技教育司. 人工影响天气岗位培训教材[M]. 北京: 气象出版社, 2003. [Science and Technology Education Department of China Meteorological Administration. On-the-job training materials of weather modification[M]. Beijing: Meteorological Press, 2003.]

[30] 陈亚宁. 中国西北干旱区水资源研究[M]. 北京: 科学出版社, 2014. [Chen Yaning. Research on water resources in arid area of northwest China[M]. Beijing: Science Press, 2014.]

Effect of artificial precipitation enhancement in Bayanbulak mountain area in warm seasons based on Budyko model

DIAO Peng, LI Gang, YUAN Xianlei, WEN Chun
(Meteorological Bureau of Bayingol Mongolian Autonomous Prefectrue, Korla 841000, Xinjiang, China)

Abstract: Although precipitation serves as a common statistical indicator, its utility is limited by the availability of representative station data, which is affected by geographical, economic, technical, and other effects. Such limitations can introduce inaccuracies in the assessment of the effectiveness of artificial precipitation enhancement. To address these challenges, this study focused on daily meteorological data from the Bayanbulak meteorological station and monthly runoff data from the Dashankou hydrological station in Xinjiang, China, from May to September in 1973—2018. This study involved building a runoff simulation equation using the Budyko model. To objectively and quantitatively analyze the impact of artificial precipitation enhancement in the Bayanbulak mountain area during warm seasons, sequence tests, unpaired rank sum tests, and *t*-tests were used. The results show the following: (1) The use of the Budyko model for building simulated runoff not only synchronized with the changing trends and growth rates of precipitation but also demonstrated a highly significant correlation (R^2=0.9971, P<0.001). This shows that the simulated runoff not only captured the overall precipitation trends but also quantified the impact of precipitation on runoff. (2) Utilizing an unpaired rank sum test and *t*-test, it was found that both precipitation and runoff significantly increased (P<0.02) after artificial precipitation enhancement when considering measured runoff, simulated runoff, and precipitation as statistical variables. (3) The best statistical indicator for assessing the impact of artificial precipitation enhancement was precipitation, accounting for only 11.59% of the added value to statistically test the effect. Compared with the measured runoff, the test efficiency value of the simulated runoff decreased by 3.72%, indicating that the test efficiency was improved. (4) With a selected significance level of a 90% confidence interval, the absolute increase in precipitation was 5.38 mm, representing a relative increase rate of 12.05%. The absolute increase in the simulated runoff was 4.53 $m^3 \cdot s^{-1}$, indicating a relative increase rate of 14.70%. The absolute increase in the measured runoff was 28.48 $m^3 \cdot s^{-1}$, corresponding to a relative increase rate of 18.48%. This indicates the important impact of artificial precipitation enhancement during the warm seasons in the operation period (1994—2018) compared with the historical period (1973—1993) in the Bayanbulak mountain area.

Key words: artificial precipitation enhancement; statistical analysis; effect evaluation; Bayanbuluk mountain area